

UN ANÁLISIS ECONOMETRICO DE LA CONCENTRACIÓN INDUSTRIAL EN LAS REGIONES ESPAÑOLAS

IGLESIAS, Ana (ecaigles@usc.es)

FRÍAS, Isidro (ecsmsif@usc.es)

VÁZQUEZ, Emilia (emiliavr@usc.es)

Universidad de Santiago de Compostela (España)

INFORMACIÓN SOBRE SUSCRIPCIONES/INFORMATION ABOUT SUBSCRIPTION:

<http://www.usc.es/economet/infrevistas.htm>

Resumen

En este trabajo se analiza la concentración de la producción en las regiones españolas a lo largo de los últimos años. Para ello diferenciamos entre aquellos sectores que muestran una tendencia a la concentración por encima de la media, de los que se comportan siguiendo una pauta intermedia y de los que tienden a la dispersión geográfica.

La convergencia real y la estabilidad en las regiones españolas, integradas en la UE, requieren la modificación de los problemas creados por la excesiva concentración.

Nos proponemos elaborar un modelo econométrico para cuantificar y analizar la competitividad y los efectos de política industrial sobre el crecimiento de las regiones.

1. Introducción

En este trabajo se analiza la concentración de la producción industrial de las regiones españolas a lo largo de los últimos años.

En la primera sección se analiza la evolución seguida por el valor añadido industrial per capita de las regiones y su relación con el valor añadido total, así como las divergencias con la tendencia nacional. Posteriormente estudiamos el crecimiento de la inversión

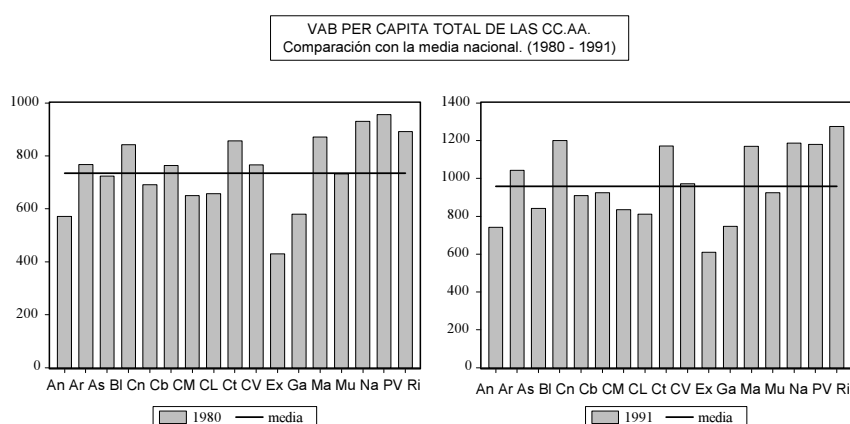
Nota: Una versión preliminar de este artículo fue presentada a la XXIV Reunión de Estudios Regionales. Zaragoza, 1998.

en capital humano como factor esencial en el desarrollo industrial. Finalmente presentamos un modelo econométrico en el que analizamos la relación entre la dotación de capital humano y el VAB industrial per capita.

2. Evolución de la producción industrial en las regiones españolas 1980-1991.

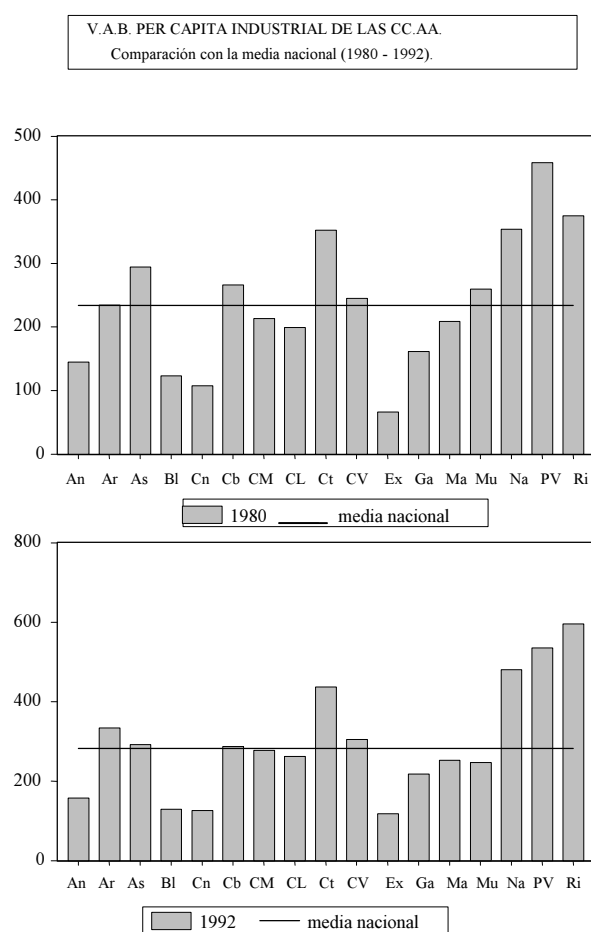
En los últimos años se ha manifestado en las regiones españolas al igual que en las de los demás países de nuestro entorno una clara tendencia a la concentración del crecimiento del empleo en el sector de servicios. Naturalmente, y de forma muy especial en algunas regiones de nuestro país, el crecimiento del empleo en los servicios destinados a la venta ha venido en parte de la mano del desarrollo autónomo del sector relacionado con el crecimiento del valor añadido de las actividades turísticas. Sin embargo, otra parte muy significativa de este crecimiento ha sido consecuencia de la existencia de una fuerte relación entre la evolución del V.A. de los servicios destinados a la venta y la evolución de los restantes sectores de actividad económica, y muy especialmente la de los servicios no destinados a la venta y del sector industrial, como se concluye del modelo atemporal de GUI SAN Y FRIAS (1995) en el que se explica el comportamiento del V.A. de los servicios destinados a la venta con datos relativos a 120 regiones europeas.

En los gráficos que presentamos a continuación podemos ver las diferencias en cuanto a valor añadido per capita total y de la industria, en las regiones españolas en los años 1980 y 1991 medido en miles de pesetas del 1986, así como la situación relativa de cada una de ellas con respecto a la media nacional en ambos años. Se puede observar que las Comunidades donde el valor añadido por habitante de la industria es superior claramente a la media nacional (País Vasco, Navarra, La Rioja y Cataluña en los dos años) están entre las que mayor V.A. total per capita generan (junto a Madrid y Baleares, regiones donde el sector servicios es preponderante). Sin embargo hay que tener en cuenta el peso de la población de cada región en el total nacional, por la repercusión que tienen, sobre el valor medio, los crecimientos del valor añadido en una u otra región. En este sentido hemos de recordar que Andalucía representa entorno al 18% de la población total, Cataluña algo más del 15%, Madrid sobre un 13% y Valencia el 10%, con lo que estas cuatro regiones suponen más de la mitad de la población española, y todas ellas han ganado población entre 1980 y 1992.



Miles de pesetas de 1986.

Fuente: Base de datos multirregional Hispalink (1993) y Contabilidad Regional.



Miles de pesetas de 1986.

Fuente: Base de datos multirregional Hispalink (1993) y Contabilidad Regional.

Los gráficos anteriores nos ofrecen una referencia sobre las posiciones de las regiones en 1980 y 1992 en términos per capita, sin embargo hay que considerar la evolución seguida por cada una de ellas a lo largo de todo el período. En este sentido, la evolución del valor añadido de la industria en las regiones españolas en la década de los ochenta fue en términos globales creciente, si bien la mayor parte de ellas presentan estancamientos e incluso descensos hacia el año 85, a partir del cual el repunte fue generalizado, hasta 1991, año en el que se ralentiza. Las excepciones corresponden a las Comunidades de Aragón, Galicia y La Rioja, que no sufrieron dichos descensos, aunque hay que señalar que Galicia parte de una posición muy inferior y no llega a alcanzar en 1992 las cifras de V.A. industrial per capita que tenían 10 años antes La Rioja o Aragón.

En la tabla 1 podemos ver las tasas medias anuales de crecimiento del valor añadido per capita de la industria (V286H) y del total de la economía (VA86H) en términos constantes, junto a las variaciones anuales de la población de las regiones.

Vemos como en Aragón, Cataluña, Extremadura, Madrid y La Rioja los crecimientos medios del V.A. industrial y del total de la economía fueron superiores a la media nacional. A parte de estas Comunidades, sólo las tasas relativas al total de la economía de Baleares y Canarias fueron superiores a la media. Además el V.A. de la industria creció considerablemente en Castilla-La Mancha, Castilla y León, Valencia, Galicia y Navarra.

Tabla 1. Tasas de crecimiento anual constante en el período 1980-92.

Comunidades Autónomas	% crecimiento del V286H	% crecimiento del VA86H	% crecimiento de la población
1. Andalucía	0.71	2.42	0.76
2. Aragón	3.01	2.84	-0.07
3. Asturias	-0.06	1.39	-0.24
4. Baleares	0.41	3.29	0.92
5. Canarias	1.34	2.53	0.94
6. Cantabria	0.65	1.76	0.29
7. Castilla-La Mancha	2.21	2.30	0.14
8. Castilla-León	2.31	1.94	-0.10
9. Cataluña	1.80	2.89	0.18
10. Comunidad Valenciana	1.84	2.19	0.57
11. Extremadura	4.96	3.22	0.04
12. Galicia	2.55	2.33	-0.20
13. Madrid	1.62	2.72	0.54
14. Murcia	-0.42	2.17	0.87
15. Navarra	2.59	2.24	0.23
16. País Vasco	1.30	1.94	-0.12
17. Rioja	3.94	3.32	0.34
TOTAL España	1.59	2.44	0.34

Fuente: Base de datos multirregional Hispalink (1993) y Contabilidad Regional.

Nos interesa conocer no sólo el crecimiento medio experimentado por el valor añadido industrial entre 1980 y 1992, sino también los niveles alcanzados por las distintas regiones en 1992. En la tabla 2 que presentamos seguidamente se resume la situación de las Comunidades de nuestro país en ese sentido.

Agrupamos las regiones según la posición relativa del nivel de V.A. per capita de su economía esté en 1992 por debajo, por encima o alrededor de la media nacional, y analizamos la evolución seguida por el V.A. industrial per capita entre 1980 y 1991 en las regiones así como la posición alcanzada en cuanto a su nivel en 1991.

Tabla 2. Valor añadido industrial *per capita* y valor añadido total *per capita* en 1991.

	V.A. total h. 1991 < media	V.A. total h. 1991 = media	V.A. total h. 1991 > media
V.A. ind. H. 1991 < media y %crec. V.A. ind. H. < media	AN	CN, MU	BL
V.A. ind. H. 1991 < media y %crec. V.A. ind. H. > media	CM, CL, EX, GA	-	MA
V.A. ind. H. 1991 > media y %crec. V.A. ind. H. < media	AS	CB	PV
V.A. ind. H. 1991 > media y %crec. V.A. ind. H. > media	-	CV	AR, CT, NA, RI

Es significativo el hecho de que de las 7 Comunidades con mayor nivel de V.A. por habitante, 4 presentaran tasas de crecimiento del V.A. industrial per capita superiores a la media nacional, lo cual las sitúa en posiciones más avanzadas de las que ya tenían en 1980. La posición del País Vasco es de las más elevadas en cuanto a nivel de V.A., aunque su crecimiento fuese inferior.

Por otra parte, de las regiones consideradas menos ricas, en 4 de ellas ha crecido significativamente el V.A. industrial, pero dicho incremento no fue suficiente para poder situarse en posiciones ventajosas en 1991. Incluso Galicia y Extremadura no llegan a alcanzar el nivel medio nacional de valor añadido industrial por habitante de 1980, lo cual sucede también a las regiones de Baleares, Canarias y Andalucía, aunque en las dos primeras el nivel de riqueza es superior.

Hay que destacar el caso de Asturias, única región con una tasa media de crecimiento del V.A. industrial negativa en 1980 y 1991. Esta región partía de un V.A. por habitante en la industria muy superior al total nacional y similar al de La Rioja, pero 10 años más tarde se encuentra sólo muy ligeramente por encima de la media.

Hemos visto cómo han ido evolucionando los valores añadidos industriales de las distintas regiones de nuestro país. A continuación analizaremos la posible relación entre el crecimiento industrial nacional y el de cada una de las regiones, utilizando los datos relativos a los años 1980 a 1991.

La relación de tipo aditivo entre la variable a nivel regional y nacional se establece para el análisis de la convergencia desde una perspectiva aleatoria. Se trata de un modelo que no se apoya necesariamente en la existencia de una relación causal sino de una relación meramente empírica.

$$(1) \quad V2REG86H_t = \beta_0 + \beta_1 V2ES86H_t + \varepsilon_t$$

Además, la presencia de divergencia o convergencia entre la producción industrial *per capita* a nivel regional y nacional no precisa de la existencia de tendencias estocásticas comunes que se anulen dando lugar a una relación de equilibrio entre las variables en el largo plazo. Es decir, la divergencia en el largo plazo de esta magnitud en una región concreta puede proceder de que su tendencia nacional influya en esta región de forma más o menos intensa o por la presencia de otros factores de naturaleza determinista que hacen que la citada variable tenga en esta región un comportamiento que lo aleje de su evolución a nivel nacional.

De acuerdo con lo anteriormente señalado se valorará la presencia o ausencia de convergencia entre las magnitudes nacionales y regionales, sin valorar la existencia de relaciones de equilibrio a largo plazo, de acuerdo con los valores del estimador mínimo cuadrático ordinario del parámetro β_1 de la siguiente forma:

1. Si $\beta_1 = 1$ el cambio en la magnitud a nivel regional asociado a un cambio a nivel nacional son de la misma magnitud.
2. Si $\beta_1 > 1$ el cambio a nivel regional es de mayor magnitud que el asociado a nivel nacional.
3. Si $0 < \beta_1 < 1$ el cambio a nivel regional es menor que el cambio a nivel nacional.
4. Si $\beta_1 < 0$ el cambio regional es completamente contrario al cambio experimentado a nivel nacional.

Tabla 3. Estimación MCO de la ecuación (1) para la 17 comunidades autónomas en el período 1980-1991.

Comunidades autónomas	b_0	b_1	R^2	DW
Andalucía	46.68834	0.391467	0.87	1.64
Aragón	-91.49849	1.500800	0.89	0.80
Asturias	328.9343	-0.133985	0.06	1.95
Baleares	50.25277	0.318211	0.73	1.70
Canarias	-3.976896	0.464760	0.73	1.76
Cantabria	156.1339	0.460838	0.52	1.35
Castilla-La Mancha	-189.6701	1.650904	0.92	1.26
Castilla y León	12.74218	0.851333	0.88	1.43
Cataluña	-58.56992	1.754022	0.97	0.85
Comunidad Valenciana	-9.967413	1.109634	0.94	1.48
Extremadura	-106.4861	0.816343	0.52	0.72
Galicia	-67.84704	1.007290	0.79	0.35
Madrid	-39.73395	1.074716	0.96	1.38
Murcia	160.4958	0.267837	0.09	1.00
Navarra	-289.7215	2.760382	0.97	2.60
País Vasco	105.1110	1.502798	0.86	1.46
La Rioja	-193.6330	2.669545	0.45	0.39

Solamente Asturias presenta una evolución de su VA industrial totalmente contrario al cambio medio nacional (ya hemos visto antes cómo esta es la única región donde ha decrecido el valor añadido industrial en términos *per capita*).

Podemos decir que únicamente en Galicia y Madrid el cambio a nivel regional es de la misma magnitud que el cambio a nivel nacional, puesto que el parámetro correspondiente es igual a 1.

Navarra, País Vasco, La Rioja, Cataluña, Aragón, Castilla La Mancha y Valencia tienden a crecer en mayor medida que la media nacional. Hay que señalar además que, a excepción de Castilla La Mancha, estas regiones presentaban ya en 1980 altos niveles de valor añadido per capita en la industria. El caso contrario corresponde a Comunidades como Baleares y Canarias, eminentemente turísticas, o a otras tales como Andalucía, Cantabria, Castilla y León, Extremadura y Murcia, que evolucionan a un ritmo menor al nacional (de todas ellas sólo Cantabria tiene un nivel en 1991 superior a la media nacional, aunque ya partía de posiciones elevadas).

A la vista de lo anterior podemos decir que no existe una tendencia clara a la convergencia industrial entre las regiones españolas, muy al contrario, parece que son precisamente las Comunidades más ricas y situadas en posiciones relativas más altas las que experimentan crecimientos más agudos de su valor añadido industrial. Hemos de añadir, además, que si bien se han elevado los valores añadidos por habitante medios de la industria y del total de la economía, también ha crecido la varianza en torno a dicha media entre 1980 y 1991, lo cual significa que las distancias en V.A. industrial y total per capita entre las regiones se acrecienta. En la tabla 4 exponemos dichos datos.

Tabla 4. Valor añadido industrial y total *per capita*.

	V286H80	V286H92	VA86H80	VA86H91
Mean	238.8783	297.2750	745.5208	973.2944
Maximum	458.4365	595.8903	955.7646	1275.128
Minimum	65.95236	117.8671	429.7204	608.9944
Std. Dev.	104.8390	141.9752	140.6612	197.3905
Observat.	17	17	17	17

Miles de pesetas de 1986.

Fuente: Base de datos multirregional Hispalink (1993) y Contabilidad Regional.

3. El capital humano y la formación en las regiones españolas 1980-1992.

Como factor fundamental que determina el crecimiento de la economía, consideramos necesario efectuar un análisis de la evolución de la formación educativa en el período de estudio. En la tabla 5 presentamos los porcentajes de crecimiento medio anual de la población, número de estudiantes y gasto en educación por habitante y alumno.

Tabla 5. Tasa de crecimiento anual de la población, número de estudiantes y gasto en educación por habitante y alumno, entre 1980-92.

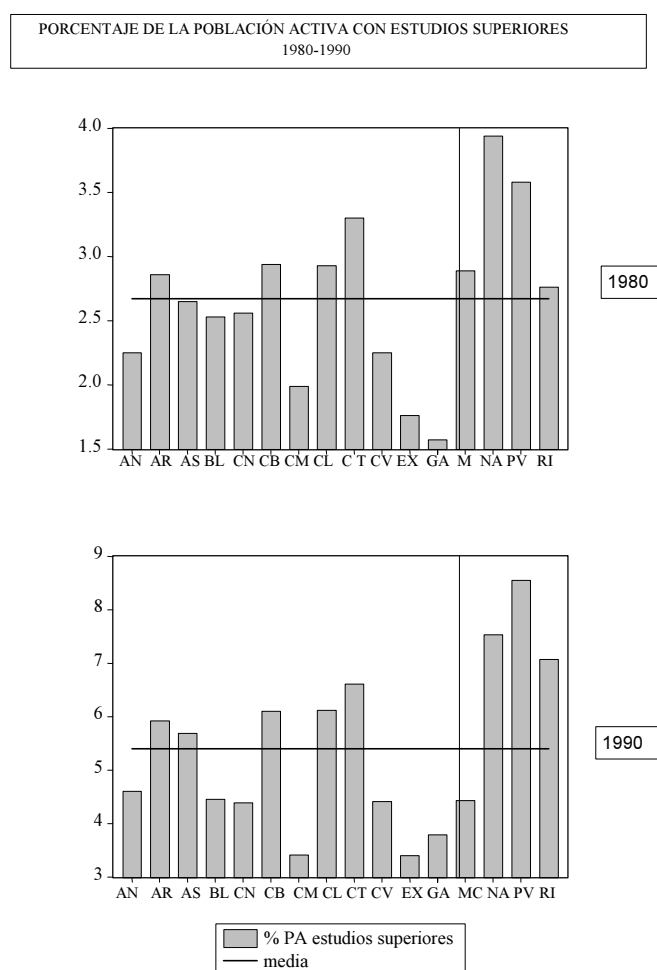
Comunidades autónomas	% crecimiento de la población	% crecimiento del número de estudiantes	% crecimiento del gasto per capita en educación	% crecimiento del gasto por alumno en educación
Andalucía	0.76	1.99	3.78	2.63
Aragón	-0.07	0.81	4.58	3.71
Asturias	-0.24	0.60	4.22	3.48
Baleares	0.92	1.32	5.88	5.06
Canarias	0.94	0.70	4.67	4.51
Cantabria	0.29	0.92	5.06	4.22
Castilla-La Mancha	0.14	1.76	4.20	3.53
Castilla y León	-0.10	0.32	3.74	3.05
Cataluña	0.18	-0.26	4.66	4.86
Com. Valenciana	0.57	-0.17	4.54	3.78
Extremadura	0.04	1.29	3.19	2.50
Galicia	-0.20	1.00	4.40	3.30
Madrid	0.54	0.42	5.17	5.04
Murcia	0.87	0.91	4.12	4.05
Navarra	0.23	0.65	5.77	5.19
País Vasco	-0.12	-0.71	3.95	4.53
La Rioja	0.34	0.14	2.71	2.95
España	0.34	0.66	4.37	3.87

Fuente: Contabilidad Regional , Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1995) y Uriel, Moltó, Pérez, Aldás y Cucarella (1997)

Si bien el crecimiento de la población no fue elevado en este período el número de estudiantes se incremento en el doble. Como se puede observar existen divergencias en cuanto al crecimiento del número de estudiantes entre las regiones, destacando positivamente Andalucía, Castilla - La Mancha, Extremadura y Galicia, decreciendo únicamente Cataluña, Comunidad Valenciana y País Vasco. Ello supuso para las administraciones un esfuerzo considerable en cuanto al gasto educativo, sin embargo no dio lugar a un incremento equiparable de la calidad de la educación, que depende entre otras cosas del gasto de educación por alumno. En Cataluña y el País Vasco el incremento en el gasto educativo supuso un incremento en calidad.

Los siguientes gráficos muestran el porcentaje de población activa con estudios secundarios en 1980 y 1996. Como se puede ver en los gráficos siguientes, en las cuales hemos excluido los datos correspondientes a Madrid por no permitir apreciar claramente las diferencias entre comunidades debido a su alto valor (7.7 en el año 1980 y 11.7 en el 1992), no existe una gran dispersión en 1980 (5% respecto a la media) que pese a incrementarse en 1992 sigue estando en un nivel no muy elevado(8.07% respecto a la media).

Si por el contrario hubiésemos incluido la cifra relativa a Madrid los niveles de dispersión hubiesen sido 83% y 21% respectivamente, indicando la aproximación de las otras regiones a Madrid.



Fuente: Mas, Pérez, Uriel y Serrano (1995).

4. Un modelo econométrico del crecimiento del valor añadido per cápita en las regiones españolas

En el modelo propuesto explicamos el valor añadido de la industria en términos *per capita* (V2?86H) en función de una variable representativa del stock de capital humano (KHS?) y los salarios reales de la industria por trabajador (W2?LR). La forma funcional utilizada es la logarítmica – lineal, por lo que los estimadores de los parámetros miden las elasticidades. Adicionalmente, se ha incluido la endógena retardada para recoger la estructura regional de la industria en España.

Por lo tanto el modelo estimado es:

$$\text{LOG}(V2?86H) = \beta_{0i} + \beta_1 * \text{LOG}(V2?86H(-1)) + \beta_2 * \text{LOG}(W2?LR) + \beta_3 * \text{LOG}(KHS?) + \varepsilon_{it}$$

donde:

V2?86H: Valor añadido industrial *per capita* de las comunidades autónomas de España en miles de pesetas de 1986.

W2?LR: Salarios reales por trabajador en la industria en millones de pesetas de 1986.

KHS?: Porcentaje de población activa con estudios superiores.

La estimación del modelo se realizó de dos formas alternativas:

1. En primer lugar, conjuntamente por M.C.O. un modelo para los dos grupos considerados. (*Pooled LS*).

2. En segundo lugar, corrigiendo la posible existencia de heterocedasticidad entre los grupos de observaciones que componen la muestra. Para ello, se realizó la estimación por M.C.G. de forma iterativa tratando la heterocedasticidad por grupos y obteniendo estimadores máximo-verosímiles. (*GLS cross section weights*).

Con objeto de verificar la hipótesis de homocedasticidad frente a la alternativa de heterocedasticidad se emplearon los contrastes estadísticos que se relacionan a continuación.

El contraste del *Multiplicador de Lagrange*, que sólo requiere que se estime el modelo de forma conjunta por M.C.O. y que, en el siguiente caso, se reduce a la siguiente expresión:

$$LM = \frac{T}{2} \sum_{i=1}^n \left[\frac{S_i^2}{S^2} - 1 \right]^2$$

donde T es el número de observaciones, n el número de secciones y los estimadores máximo-verosímiles de las varianzas se calculan sobre la base de los residuos M.C.O.

Este estadístico se distribuye bajo la hipótesis nula como una chi-cuadrado con (n-1) grados de libertad.

El contraste basado en la *Razón de Verosimilitud* se apoya en el cálculo del siguiente estadístico, basado en los residuos máximo-verosímiles, y que se distribuye también como una chi-cuadrado con (n-1) grados de libertad:

$$LR = (n T) \ln \sigma^2 - \sum_{i=1}^n T \ln \sigma_i^2$$

donde t es el tamaño muestral, n el número de secciones y los estimadores de las varianzas están basados en los residuos máximo-verosímiles.

Pooled LS // Dependent Variable is LOG(V2?86H)				
Sample(adjusted): 1978 1992				
Included observations: 15 after adjusting endpoints				
Total panel observations 255				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(V2?86H(-1))	0.712079	0.038082	18.69861	0.0000
LOG(W2?LR)	0.056577	0.050173	1.127643	0.2605
LOG(KHS?)	0.088580	0.018396	4.815109	0.0000
Fixed Effects				
AN--C	1.184946			
AR--C	1.347005			
AS--C	1.348301			
BL--C	1.159359			
CN--C	1.115641			
CB--C	1.312610			
CM--C	1.353677			
CL--C	1.284669			
CT--C	1.425035			
CV--C	1.367926			
EX--C	1.123853			
GA--C	1.296395			
MT--C	1.210175			
MC--C	1.323659			
NA--C	1.412420			
PV--C	1.458750			
RI--C	1.534837			
R-squared	0.985590	Mean dependent var	5.452576	
Adjusted R-squared	0.984425	S.D. dependent var	0.480473	
S.E. of regression	0.059963	Sum squared resid	0.844960	
F-statistic	8036.545	Durbin-Watson stat	1.774203	
Prob(F-statistic)	0.000000			

CONTRASTES DE HETEROCEDASTICIDAD.

Multiplicador de Lagrange: LM = 262.8002049

Razón de Verosimilitud: LR =107.9510

Valor crítico de la distribución chi-cuadrado con 16 grados de libertad = 7.96. (Nivel de significación = 0.05)

Decisión: según ambos estadísticos se rechaza la hipótesis nula de homocedasticidad.

GLS (Cross Section Weights) // Dependent Variable is LOG(V2?86H)				
Sample: 1978 1992				
Included observations: 15				
Total panel observations 255				
Convergence achieved after 4 iteration(s)				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG(V2?86H(-1))	0.694413	0.036434	19.05967	0.0000.
LOG(W2?LR)	0.059027	0.041933	1.407646	0.1604
LOG(KHS?)	0.095384	0.013157	7.249453	0.0000
Fixed Effects				
AN--C	1.258522			
AR--C	1.429267			
AS--C	1.432081			
BL--C	1.231259			
CN--C	1.184439			
CB--C	1.394665			
CM--C	1.436224			
CL--C	1.363486			
CT--C	1.512713			
CV--C	1.452134			
EX--C	1.191934			
GA--C	1.376076			
MT--C	1.283667			
MC--C	1.404497			
NA--C	1.499197			
PV--C	1.548493			
RI--C	1.626018			
Weighted Statistics				
R-squared	0.999598	Mean dependent var	7.384359	
Adjusted R-squared	0.999566	S.D. dependent var	2.879753	
S.E. of regression	0.059994	Sum squared resid	0.845831	
Log likelihood	1454.019	F-statistic	292498.8	
Durbin-Watson stat	1.791689	Prob(F-statistic)	0.000000	
Unweighted Statistics				
R-squared	0.985575	Mean dependent var	5.452576	
Adjusted R-squared	0.984409	S.D. dependent var	0.480473	
S.E. of regression	0.059994	Sum squared resid	0.845831	
Durbin-Watson stat	1.741702			

En primer lugar, se puede apreciar como el modelo presenta un ajuste muy bueno, con un coeficiente de correlación próximo a 0.99 y un error estándar que representa alrededor del 1.10% de la media de la variable dependiente. Además, todas las variables explicativas son estadísticamente significativas para explicar el comportamiento del regresando para un nivel de significación del 5%, con la excepción de los salarios reales.

La influencia de la variable endógena retardada es fundamental, con un coeficiente estimado de 0.69, lo que pone de manifiesto la importancia del pasado industrial en las regiones sobre el futuro de este sector en las mismas. Por esta razón, es importante destacar la gran importancia que debe atribuirse a la consecución de una estructura industrial sólida para garantizar el desarrollo industrial de las regiones.

En lo referente a la influencia de las diferencias salariales entre las regiones es fundamental tener presente que si bien el estimador del parámetro que acompaña a esta variable presenta signo positivo, la magnitud de la correspondiente elasticidad es extremadamente próxima a cero. Se esperaba que el signo del estimador fuese negativo, reflejando el estímulo que para la localización de las empresas industriales tienen los salarios reducidos. No obstante, es bien sabido que el principal determinante de los salarios reales es el nivel de la productividad

media del trabajo, que previsiblemente sea más elevada en las regiones con un nivel de renta per capita mayor, que en parte coinciden con las regiones donde el valor añadido industrial per capita es más elevado. Es decir, que de acuerdo con los resultados de la estimación realizada la influencia de los salarios en la localización industrial es menor de la que habitualmente se le otorga. Similares resultados en este sentido fueron obtenidos por GUIBAN, CANELO y DÍAZ (1997) utilizando una muestra atemporal para 98 regiones europeas.

Finalmente, el porcentaje de población activa con estudios superiores mostró una fuerte influencia en el crecimiento de la producción industrial *per capita* de las regiones con un estimador del parámetro que acompaña a esta variable igual a 0.09. Esta variable se incluyó con la intención de recoger la influencia de la inversión en capital humano sobre la producción industrial. La existencia de una población más formada desde el punto de vista intelectual permite la incorporación de tecnologías más productivas por parte del aparato productivo, favorece la iniciativa empresarial, la asunción de riesgos y la innovación, y en general favorece el crecimiento por la mejora del clima social a la que da lugar.

Finalmente, se estimó una ordenada en le origen diferente para cada una de las regiones de la muestra con la finalidad de mejorar el ajuste.

5. Conclusiones

1. La tendencia seguida por el valor añadido industrial per capita en estos años es en general creciente aunque el ritmo de crecimiento fue inferior al de la economía en su conjunto. Además se produjo un distanciamiento entre los niveles de las regiones mejor y peor situadas en el año 1980.

2. En el período 1980-92 el importante aumento en el gasto en educación no fue suficiente para suponer un incremento considerable de la calidad de educación en las distintas regiones debido al fuerte incremento en el número de estudiantes, con las excepciones de Cataluña y el País Vasco.

3. Se ha producido en esta década un aumento considerable del porcentaje de titulados superiores en la población activa, a pesar de lo cual se ha incrementado la dispersión entre las diversas Comunidades Autónomas. A excepción de Madrid que tanto al inicio como al final del período se sitúa en un porcentaje muy superior al resto.

4. Es de fundamental interés destacar la gran importancia que debe atribuirse a la consecución de una estructura industrial sólida para garantizar el futuro desarrollo industrial de las regiones.

5. Los salarios manifiestan una reducida influencia sobre las pautas de localización industrial, notablemente menor a la que habitualmente se le supone.

6. La existencia de una población más formada desde el punto de vista intelectual muestra una fuerte influencia en el crecimiento de la producción industrial *per capita* de las regiones.

6. Bibliografía

Guisán, M.C. y Frías, I. (1995) *An Interregional econometric model for market services employment in 120 EEC regions*. Working Papers on Applied Econometrics. Nº1. Servicio de Publicaciones USC.

Guisán, M.C., Cancelo, M.T. y Díaz, R. *Regional Patterns of industrial sectors in the E.U. countries 1980-1995*. Comunicación presentada al 37 congreso de ERSA.

Mas, M., Pérez, F., Uriel, E. y Serrano L (1995). *Capital Humano, Series Históricas, 1964-1992*. Fundación Bancaja

Suriñach, J., Artís, M., López, E. y Sansó, A. *Análisis económico regional. Nociones básicas de la teoría de la cointegración*. Antoni Bosch editor.

Uriel, E., Moltó, M.L., Pérez, F., Aldás, J. y Cucarella V (1997). *Las cuentas de la educación en España y sus comunidades autónomas: 1980-1992*. Fundación Argentaria-Visor Distribuciones.